

Chapitre II

Modèles Dynamiques

Introduction

1. Modèles dynamiques à effets fixes

2. La méthode des GMM

Arellano et Bond furent les premiers en 1991, dans un article de la *Review of Economic Studies*, à proposer une extension de la Méthode des Moments Généralisés¹ (*MMG*, ou *Generalized Method of Moments*, *GMM*), au cas des données de panels.

2.1. L'approche d'Arellano et Bond (1991)

Considérons tout d'abord un modèle simple de type $AR(1)$, sans variable exogène dans le cadre d'un panel cylindré, $\forall i \in [1, N]$ et $\forall t \in [1, T]$:

$$y_{i,t} = \gamma y_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad |\gamma| < 0 \quad (2.1)$$

On dispose d'un échantillon de N individus sur T périodes. Etant donné les propriétés des panels dynamiques évoquées dans la section précédente, nous considérerons le cas où la dimension temporelle T est petite (T fixe), tandis que la dimension individuelle est très importante ($N \rightarrow \infty$). On considère que les effets individuels α_i sont fixes et l'on pose les hypothèses traditionnelles sur les résidus :

Hypothèse (H1) *On suppose que les résidus $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i,1} \dots \varepsilon_{i,T})'$ sont i.i.d. et satisfont les conditions suivantes : (i) $E(\varepsilon_i) = 0$, (ii) $E(\varepsilon_i \varepsilon_i') = \sigma_\varepsilon^2 I_T$ où I_T désigne la matrice identité.*

Sous ces hypothèses, les valeurs retardées de $y_{i,t-k}$, pour $k \geq 2$, constituent² des instruments valides dans l'estimation des paramètres du modèle (2.1) spécifié en différences premières :

$$\Delta y_{i,t} = \gamma \Delta y_{i,t-1} + v_{i,t} \quad |\gamma| < 0 \quad (2.2)$$

avec $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$. Lorsque l'on dispose de plus de 3 données dans la dimension temporelle, ce modèle implique de tester *pour chaque individu* des restrictions linéaires du type :

¹Introduite initialement par Hansen (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, vol 50, n°4, p 1029-1054. Pour une synthèse, voir Fève et Langot (1995), "La méthode des Moments Généralisés et ses Extensions", *Economie et Prévision*, 119, p 139-168.

²En effet, sous H_1 , on sait que $y_{i,t-2} = \gamma y_{i,t-3} + \varepsilon_{i,t-2}$ n'est pas corrélé avec $\Delta y_{i,t}$ qui dépend de $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1}$.

L'estimateur des *GMM* de γ est alors construit à partir des moments empiriques obtenus à partir de l'échantillon :

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{Y}'_i v_i = \frac{1}{N} \tilde{Y}' v \quad (2.6)$$

où $v = (v'_1, \dots, v'_N)'$ est un vecteur de dimension $N(T-2)$ et $\tilde{Y} = (\tilde{Y}'_1, \dots, \tilde{Y}'_N)'$ est une matrice de dimension $N(T-2) \times m$.

Proposition 2.1. *Conditionnellement à une norme A_N , l'estimateur des GMM du paramètre γ , noté $\hat{\gamma}$, est la valeur du paramètre α qui minimise la distance :*

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} (v' \tilde{Y}) A_N (\tilde{Y}' v) = \frac{y'_{-1} \tilde{Y} A_N \tilde{Y}' y}{y'_{-1} \tilde{Y} A_N \tilde{Y}' y_{-1}} \quad (2.7)$$

L'application du théorème central limite multivarié permet alors de montrer que :

$$\frac{1}{\sqrt{N}} V_N^{-1/2} \tilde{Y}' v \xrightarrow[N \rightarrow \infty]{\mathcal{L}} \mathcal{N}(0, I_N)$$

où I_N est la matrice identité ($N \times N$) et où la matrice V_N désigne la moyenne des matrices de variance covariance des écarts $\tilde{Y}'_i v_i$.

$$V_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E \left[(\tilde{Y}'_i v_i) (\tilde{Y}'_i v_i)' \right]$$

Sous les hypothèses *H1*, la matrice V_N peut être remplacée par son estimateur :

$$\hat{V}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{Y}'_i \hat{v}_i \hat{v}'_i \tilde{Y}'_i \quad (2.8)$$

où les résidus \hat{v}_i ont été obtenus à partir d'un estimateur convergent préliminaire, noté par la suite $\hat{\gamma}_1$.

A. Annexes

A.1. Demo 1

Bibliographie